

Коммунальное хозяйство городов

витрат і доведення собівартості будівництва до 300-350 дол. за 1 м². Ціни у 2000-2006 р. на ринку в середньому зростали до 5-8% щомісяця, попит в основному концентрується на одно- і двокімнатних квартирах. Більшість угод відбувається за середньою ціною в діапазоні 30-35 тис. дол. На підвищення цін реалізації впливає також зростання доходів населення в результаті позитивних зрушень в економіці.

Перспективним напрямком даного дослідження є проведення додаткового аналізу на основі варіантних розрахунків вартості квартир при зміні її параметрів і незмінних параметрах моделі.

1. Федосеев В.В., Гармаш А.Н. Дайитбеков Д.М. Экономико-математические методы и прикладные модели. – М.: ЮНИТИ, 2000. – 328 с.

2. Хачатрян С.Р. Прикладные методы математического моделирования экономических систем. – М.: Экзамен, 2002. – 356 с.

3. Афанасьев М.Ю., Суворов Б.П. Исследование операций в экономике. – М.: ИНФРА - М, 2003. – 370 с.

Отримано 28.05.2007

УДК 330 : 69.003

Г.І.КИЗИЛОВ, канд. екон. наук

Харківська національна академія міського господарства

ПРОГНОЗУВАННЯ ЧИННИКІВ ПЛАТОСПРОМОЖНОСТІ ПІДПРИЄМСТВ

Досліджуються методи прогнозування чинників платоспроможності підприємств. Запропоновано нові способи розрахунків прогнозних значень з використанням сучасних комп'ютерних продуктів.

Фінансові проблеми підприємств часто створюються не лише внутрішніми, але й зовнішніми чинниками, наприклад, хронічною заборгованістю покупців (замовників) за поставлений товар чи виконані послуги, тобто дебіторською заборгованістю. Оцінка платоспроможності підприємств є одним із основних елементів у системі управління й обґрунтування господарських рішень. Однак для побудови стійких господарських відносин не достатньо зробити оцінку на поточний час. Необхідно здійснювати прогнозування фінансового стану партнерів на попередній термін.

Проблема прогнозування економічних чинників пов'язана з природою статистичної бази, що використовується для побудови необхідних математичних імітаційних моделей. Ця проблема висвітлювалась у роботах [1-5].

Однією з проблем розрахунків прогнозу є те, що часовий ряд може принципово відрізнитись від випадкової вибірки з генеральної су-

купності статистичних даних тим, що його члени можуть виявитись статистично залежними. Взаємозалежність членів часового ряду потребує специфічних методів для побудови прогнозних значень показників, тобто, для визначення прогнозних оцінок $\bar{x}_{(n+k)}$, виходячи із спостережень x_1, x_2, \dots, x_n .

В системі факторів часових рядів прийнято виділяти чотири типи:

- довготривалі, що обумовлюють загальну тенденцію зміни x_t . Ця тенденція описується за допомогою тієї чи іншої не випадкової функції $f_{mp}(t)$, як правило, монотонної функції тренду;
- сезонні, що обумовлюють коливання змінної з періодичним повторюванням у певний період року. Результат дії сезонних факторів описується за допомогою не випадкової функції $\varphi(t)$. Оскільки функція повинна бути періодичною, то аналогічно вона визначається гармоніками (тригонометричними функціями);
- циклічні (кон'юнктурні), що обумовлюють зміну x_t під впливом довготривалих циклів економічної, демографічної чи астрофізичної природи. Результат їх дії описується не випадковою функцією $\psi(t)$.
- випадкові (нерегулярні), що не піддаються реєстрації і обліку. Їх вплив на формування значень часового ряду обумовлює стохастичну природу елементів x_t і необхідність інтерпретації x_1, x_2, \dots, x_n як спостереження, що виконані над випадковими величинами, відповідно e_1, e_2, \dots, e_n . Результат дії випадкових факторів описується за допомогою випадкових величин («залишків») e_t [1].

З огляду на недовгий період стабільного функціонування підприємств у ринковому середовищі циклічні фактори не проявляються і тому ми припускаємо, що у досліджуваному періоді на значення часового ряду показників могли впливати тільки три групи факторів: довготривалі, сезонні і випадкові:

$$x(t) = f_{TP}(t) + \varphi(t) + e(t).$$

Прогнозування потребує адекватних оцінок для не випадкових функцій $f_{TP}(t)$ і $\varphi(t)$, а також побудови моделі, яка описує поведінку випадкових залишків $e(t)$.

Для короткострокового прогнозування не більше ніж на три такти вперед ($k \leq 3$), а також для середньострокового ($3 < k \leq 6$) існує ряд екстраполяційно-статистичних методів. Такі прогнози вважаються найбільш ефективними. Довгострокове прогнозування ($k > 6$) потребує застосування комплексних методів збору й аналізу статистичної інформації. Окрім того, статистична інформація повинна відображати довгий часовий ряд ($n > 50$). Часовий ряд вважається коротким, якщо

$n \leq 50$. Саме такі ряди ми маємо для дослідження показників підприємств у діючій організаційній формі. Вік більшості функціонування окремих підприємств не перевищує 32 тактів.

Найбільш потужним критерієм, що забезпечує меншу ймовірність помилки при прийнятті цієї гіпотези, в наукових працях вважається критерій Аббе (q). Розрахунки критерію на прикладі двох підприємств будівельної галузі, розташованих у м.Харкові, показали значне відставання фактичних значень q_f часових рядів питомої ваги поточних зобов'язань (кредиторської заборгованості) від критичних, що свідчить про наявність не випадкової складової в траєкторії ряду.

Аналітичні методи ґрунтуються на допущенні, що нам відомо про загальний вигляд не випадкової складової. Наприклад, $x(t) = f_{mp}(t) + \varepsilon(t)$. На підставі аналізу графіків часових рядів були висунуті припущення, що не випадкова складова динаміки питомої ваги поточних зобов'язань у валюті балансу описується поліномами різних степенів. Подальша ідентифікація моделей підтвердила обґрунтованість поліному третього степеня:

$$x_t = b_1 + b_2 t + b_3 t^2 + b_4 t^3 + e_t, \quad (1)$$

де b_1, b_2, b_3, b_4 – невідомі параметри, що підлягають статистичному оцінюванню; e_t – випадкові регресійні залишки (помилки), що очікуються незначними порівняно з трендом.

Модель придатна для прогнозу у випадку відсутності взаємної кореляції і незмінності дисперсії помилок незалежно від номеру спостережень.

Існують різні погляди на використання методів у прогнозуванні. Відомий російський вчений-економетрик С.А.Айвазян застерігає щодо екстраполяції тенденції, на яку вказують регресійні моделі. Проте він не виключає можливості використання регресійних моделей у складі аналітичних методів для оцінки не випадкової складової часових рядів [1]. Приклади використання класичних часових рядів наведені також у роботах [6, 7].

Розрахунки регресійної моделі, наведеної у формулі (1), досить трудомісткі. На сьогодні існує низка програмних продуктів, призначених для математичної та статистичної обробки, аналізу даних. Однією з цих програм відомою, але не досить поширеною є *STATISTICA®*. Для рішення поставленої вище задачі доцільно використовувати модуль «Нелінійне оцінювання» – «Nonlinear estimation».

Модуль містить процедури, які дозволяють оцінити нелінійні залежності серед показників. Він дає можливість вибрати різнобічні моделі залежностей, тобто шукати залежності в певному класі функцій,

або самостійно ввести функцію й оцінити, наскільки данні погоджені з нею, можна самостійно вибрати методи оцінювання невідомих параметрів: метод виважених квадратів, метод максимальної правдоподібності. Серед кількісних процедур, що реалізують методи оцінювання, у програмі пропонується вибір серед наступних: квазиньютоновський, метод Розенброка, Хука-Джеваса.

Результати ідентифікації моделей для двох будівельних підприємств м. Харкова описують наступні моделі: для «1» – (2), для «2» – (3):

$$x_t = 0,61755 + 0,02093 t - 0,00004 t^2 + 0,00004 t^3, \quad (2)$$

$$x_t = 0,36097 + 0,0469 t - 0,00009 t^2 + 0,00009 t^3. \quad (3)$$

Статистичні характеристики моделей показують, що вони мають високу прогностичну силу. Коефіцієнти детермінації вказують, що не менше 82,3% варіації зобов'язань обумовлено полином часу. Досліджуваний період часу відбив характерні політичні та економічні процеси на шляху розбудови ринкової економіки в Україні.

Остаточний висновок щодо придатності моделей (2) і (3) для прогнозу доцільно зробити після оцінки якості прогнозів, виконаних на різних періоди часу.

Аналіз часових рядів потребує окремого дослідження залишків. Графіки залишків дають підставу висунути гіпотезу про періодичність змін і розглядати їх як періодичний часовий ряд. Такий ряд можна зобразити як суму середнього рівня та лінійної комбінації $(p-1)$ синусоїдних хвиль – гармонічних компонент. Ці хвилі мають основний період p і гармоніки з періодами $p/2, p/3, \dots$, що відповідають $1, 2, 3, \dots$ цілим хвилям на протязі періоду p . З кожним періодом пов'язана синусоїдальна і косинусоїдальна компоненти. Для періоду 2 синусоїдальна компонента відсутня: $\sin(\pi t)=0$, для цілих t . Модель часового ряду періодичної поведінки можна зобразити як лінійну комбінацію гармонічних векторів:

$$x_t = \mu + \sum_{j=0}^{j=q} \left(A_j \sin \frac{2\pi j t}{p} + B_j \cos \frac{2\pi j t}{p} \right), \quad (4)$$

де μ – середній рівень, у нашому випадку після виключення із часового ряду функції тренду і аналізу однорідності залишків на підставі коефіцієнта Аббе вважаємо, що $\mu = 0$; q – кількість гармонік: $q=p/2$, якщо p – парне число. У нашому дослідженні $p=16$; j – порядковий номер гармоніки. $j=0, \dots, p/2-1$ для синусоїдальної компоненти, $i=0, \dots, p/2-1$ – для косинусоїдальної; A_j, B_j – коефіцієнти гармонік. Вони визначаються за методом найменших квадратів, тобто за умови, що

$\sum_{t=1}^p (x_t - \bar{x}_t)^2 \rightarrow \min$. Для оцінки їх значень використовуються формули:

$$A_j = \frac{2}{p} \sum_{t=1}^p x_t \sin \frac{2\pi jt}{p}; \quad B_j = \frac{2}{p} \sum_{t=1}^p x_t \cos \frac{2\pi jt}{p}.$$

Результати розрахунків рівняння гармонік на прикладі підприємства «1» за допомогою програмної системи *STATISTICA* наведені нижче.

$$\left. \begin{aligned} x_t &= 0,570 + 0,049t - 0,004t^2 + 0,0001t^3 + \sum_{j=1}^{j=8} \Gamma_j, \\ \sum_{j=1}^{j=8} \Gamma_j &= -0,0041 \sin x - 0,013 \sin 2x - 0,007 \sin 3x + 0,001 \sin 4x + \\ &+ 0,0068 \sin 5x - 0,0055 \sin 6x - 0,0034 \sin 7x + 0,0018 \cos x - 0,0101 \cos 2x + \\ &+ 0,0102 \cos 3x - 0,0001 \cos 4x + 0,0055 \cos 5x + 0,0036 \cos 6x + \\ &+ 0,0105 \cos 7x - 0,0119 \cos 8x, \\ x &= \frac{2\pi}{p} t; \end{aligned} \right\} (5)$$

де p – повний період, $p=16$.

Оскільки регресійні моделі були ідентифіковані на підставі 16 спостережень за формулами (2)-(3) і визнані якісними за статистичними параметрами, можна зробити висновок, що вони придатні для прогнозу на п'ять тактів.

Розраховані нами результати прогнозу показують, що найвищу якість прогнозу забезпечує використання моделі тренду з додаванням гармонік. Для оцінки якості прогнозу використовували запропоноване Х.Тейлом середнє квадратичне значення помилки прогнозу, яке наближається до нуля. Крім того, абсолютна помилка має також досить низькі значення.

1. Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика и основы эконометрики. Учебник для вузов. – М.: ЮНИТИ, 1998. – 1022 с.

2. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов. Прогноз и управление: Вып.1: Пер. с англ. – М.: Мир, 1974. – 406 с.

3. Вітлінський В.В., Верченко П.І. Аналіз, моделювання та управління економічним ризиком. – К.: КНЕУ, 2000. – 292 с.

4. Кильдишев Г.С., Френкель А.А. Анализ временных рядов и прогнозирование. – М.: Статистика, 1973. – 103 с.

5. Ястремський О.І. Моделювання економічного ризику. – К.: Либідь, 1992. – 176 с.

6. Dougherty C. Introduction to econometrics. – New York: Oxford University Press, 1992. – 399 p.

7.Prestley M.B. Spectral Analysis of time series. Vol. 2. Multivariate series, prediction and control. – London: London Academic Press, 1981. – P. 654-890.

Отримано 28.05.2007

УДК 657.1 : 364.124.6

Н.С.ЛЕЛЮК, канд. екон. наук, О.О.КОРОП

Харківська національна академія міського господарства

ВИКОРИСТАННЯ ІНФОРМАЦІЙНИХ ТЕХНОЛОГІЙ ДЛЯ ВИБОРУ МЕТОДУ НАРАХУВАННЯ АМОРТИЗАЦІЇ

Розглядаються проблеми та процес розробки програм з використанням електронних таблиць Microsoft Excel з метою автоматизації процесу обчислення та вибору оптимального методу нарахування амортизації основних виробничих фондів.

Бухгалтерський облік на підприємстві в сучасних умовах неможливий без використання інформаційних технологій. Існує багато програм, за допомогою яких можна раціонально використовувати час працівників бухгалтерії, скорочуючи обсяги ручної роботи з документами. У кожній з програм, що пропонуються на ринку інформаційних послуг є свої переваги та недоліки [5]. Тому саме за підприємством залишається право вибору програмного забезпечення, що задовольняло б його потреби як за вартісними, так і за якісними характеристиками. Проте залишаються питання, які потрібно вирішувати до того, як вони відображаються в обліку. До них можна віднести, наприклад, вибір того чи іншого методу нарахування амортизації основних засобів, що буде застосовуватись підприємством. Згідно з П(С) БО 7 „Основні засоби” підприємство може самостійно обирати метод нарахування амортизації груп основних засобів.

Проблема полягає в тому, що обираючи метод нарахування амортизації виробничих основних засобів, частіше за все основним критерієм є простота методу або тотожність сум нарахованої амортизації в бухгалтерському та податковому обліку. Внаслідок цього втрачається контроль за термінами корисного використання основних засобів, тому обладнання використовується понад нормативні терміни експлуатації. Не приймається до уваги той факт, що амортизаційні відрахування на кожному підприємстві є розрахунковими витратами в собівартості продукції, а їх сума у виручці від реалізації продукції – джерелом фінансування інвестицій в основний капітал підприємства [3].

Аналіз останніх досліджень та публікацій [3-5] дає змогу говорити про те, що проблемам автоматизації бухгалтерського обліку приділяється значна увага. Але серед теоретиків і практиків у цій сфері немає одностайної думки про те, яке програмне забезпечення повинно